

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

Quel est l'impact du niveau d'éducation sur le taux de chômage chez les seniors en Belgique et ses pays limitrophes ?

Youdom Tamo, Camille

Award date:
2022

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM009 Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2021–2022

Quel est l'impact du niveau d'éducation sur le taux de chômage chez les seniors en Belgique et ses pays limitrophes ?

YOUDOM TAMO Camille

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusinza, Auguste Debroyse, François-Xavier Ledru

Remerciements :

Nous tenons à remercier toute l'équipe de la faculté d'économie de UNamur sans qui ce travail n'aurait pas été possible. Tout particulièrement, nous tenons à remercier le Professeur Jean-Yves Gnabo, Messieurs Doux Baraka Kusinza, Auguste Debroyse, François-Xavier Ledru pour leur accompagnement et leurs conseils avisés.

Table des matières

1	Introduction.....	5
2	Revue de la littérature.....	7
2.1	Démographie et productivité marginale.....	7
2.2	Système éducatif ou d'apprentissage.....	9
2.3	Les aspects du chômage.....	10
3	Présentation du modèle.....	11
3.1	Choix du modèle.....	11
3.1.1	Modèle de probabilité linéaire.....	11
3.1.2	Logit.....	12
3.1.3	Probit.....	13
4	Présentation des données.....	14
4.1	Sources et choix des données.....	14
4.2	Variable endogène.....	14
4.3	Variables exogènes.....	15
4.4	Nettoyage des données.....	15
4.5	Statistiques descriptives.....	16
5	Résultats.....	18
5.1	Résultats du modèle Logit.....	18
5.2	Régression par variable explicative.....	20
5.3	Analyses par sous-groupes et effets marginaux.....	20
5.4	Résultat du modèle Probit.....	22
5.5	Résultat du modèle de probabilité linéaire.....	23
6	Conclusion.....	25
	Bibliographie.....	27
	Annexes.....	29
	Annexe 1.....	29
	Annexe 2.....	30
	Annexe 3.....	31

Table des matières – Figures

Figure 1	7
Figure 2	16
Figure 3	20

Table des matières – Tableaux

Tableau 1	16
Tableau 2	18
Tableau 3	18
Tableau 4	29
Tableau 5	29
Tableau 6a	30
Tableau 6b	30
Tableau 6c	30
Tableau 6d	31
Tableau 6e	31
Tableau 7a	21
Tableau 7b	22
Tableau 8	23
Tableau 9	24
Tableau 10	31

1 Introduction

Le vieillissement de la population constitue une tendance qui continue à marquer l'Europe. Ce phénomène, comme on peut bien s'y attendre, a des répercussions sur de nombreux domaines d'activités, le marché de l'emploi n'en est pas épargné (Lee et Mason, 2016). En 2011, la moyenne d'âge en Belgique était de 40.9 ans, 45.8 ans en Allemagne, 40.0 ans en France et 39.0 ans au Luxembourg ; en 2019, elle est passée à 41.6 ans pour la Belgique, 47.8 ans en Allemagne, 41.7 ans en France et 39.5 ans au Luxembourg. Le Bureau Fédéral du Plan et du SDF Économie-Direction générale Statistique prédit que la croissance de la moyenne d'âge en Belgique continuera et pourra atteindre les 44 ans en 2060¹. En 2018, on dénombrait à environ 2.368 millions les populations âgées de 45 à 59 ans en Belgique, 19.204 millions en Allemagne, 13.409 millions en France et 0.134 million au Luxembourg, soient environ 21% des populations totales. Par conséquent, pendant encore quelques décennies, la population sénior restera fortement représentée dans les pays cités précédemment. À cet effet, les problématiques sur le marché de l'emploi concernant les séniors devraient susciter plus d'attention que l'étude du marché de l'emploi pour la population de manière générale.

Sur le marché de l'emploi, le terme « sénior » fait généralement allusion à la population âgée de 45 ans à plus. Toutefois les personnes ayant acquis une ou plusieurs expériences professionnelles supérieures ou égales 10 ans sur une ou plusieurs activités spécifiques, sont également appelées « séniors ». Le terme « sénior » ne fera pas allusion à cette dernière catégorie dans ce travail mais bien à la première. La question du taux de chômage chez les jeunes a déjà été abondamment traitée durant les deux dernières décennies, il en découle à l'unanimité que l'éducation en est l'un des majeurs déterminants (Tomic, 2018). En effet, par exemple un recruteur face au curriculum vitae d'un jeune diplômé se focalisera sur les compétences clés de ce dernier au détriment de ses expériences professionnelles qui logiquement sont parfois inexistantes. Chez les séniors, malgré le fait qu'ils accumulent expériences et connaissances au fil du temps, cela n'empêche toujours pas qu'ils soient la cible des stéréotypes sur leur âge (Rutkiene et Lengviniene, 2017); à quelle place seraient donc reléguées leurs compétences ?

L'objectif de ce mémoire est d'apporter des éléments de réponse à la question : « *Quel est l'impact du niveau d'éducation sur le taux de chômage des séniors en Belgique et ses pays limitrophes ?* ».

La littérature, à juste titre, se documente de plus en plus sur la question du chômage des séniors en Europe en général. Il est observé que le taux d'emploi de cette catégorie est assez bas et on évoque plusieurs raisons générant cette situation. En France, les sources de la faiblesse du taux d'emploi des séniors sont en premier point la faiblesse des surplus dégagés par les emplois des séniors provenant d'une insuffisance de productivité relativement aux gains qu'il leur est possible d'obtenir hors de l'emploi (Cahuc, 2005); ensuite la discrimination des pouvoirs publics et des partenaires sociaux consistant à favoriser les retraits d'activité des séniors ; et pour finir la discrimination des employeurs à l'égard des seniors. Selon une étude de l'OFCE (Observatoire Français des Conjonctures Economiques), les pays nordiques ont mis sur pied avec succès une stratégie qui leur permet d'augmenter le taux d'emploi des séniors ; cette stratégie consiste à organiser une

¹ SDF Economie, Population – Indicateurs démographiques 2016-2060

mobilisation sociale qui compte parmi ses principales activités la formation permanente et la lutte contre les discriminations liées à l'âge (OFCE, 2008). L'idée de la formation permanente pourrait également être corroborée du fait que, dans la quasi-totalité des domaines, les métiers ont tendance à évoluer avec l'évolution technologique (Mialaret, 1987). Ceci constitue un facteur de fragilité lié aux compétences des seniors ; ces dernières seraient moins complémentaires que celles des plus jeunes avec les nouvelles technologies et les organisations du travail innovantes. Par ailleurs, les données fournies par Eurostat montrent que les personnes âgées de 55 ans et plus participent environ 20% moins fréquemment à des formations que les plus jeunes âgés de 18 à 54 ans (Rutkiene, et al., 2017).

Ce mémoire vise à étoffer l'étude des liens de causalité existants entre la quantité des compétences acquises en termes de nombre d'années d'études, et le taux de chômage des seniors, en mettant l'accent sur la Belgique et ses pays limitrophes. Nous constatons après avoir consulté la littérature, que quelques études sur la question ont été effectuées sur le cas de la France. En Belgique, le sujet n'est presque pas approché, ce qui rend le cas de ce pays intéressant à explorer. Pour ce faire, nous effectuerons des analyses à partir des données obtenues d'un sondage effectué en 2019 dans les pays tels que l'Allemagne, la Belgique, la France et le Luxembourg.

Dans la première partie, nous aborderons les concepts et notions théoriques nécessaires à l'élaboration du sujet traité, ainsi que quelques travaux qui vont dans ce sens. Pour cela, nous ferons un point sur la démographie, sa relation avec la productivité marginale et le système éducatif, avant de parcourir les aspects du chômage. Nous procéderons ensuite à la présentation du modèle utilisé et des données. Enfin, nous exposerons dans la dernière partie les résultats des recherches et leurs analyses.

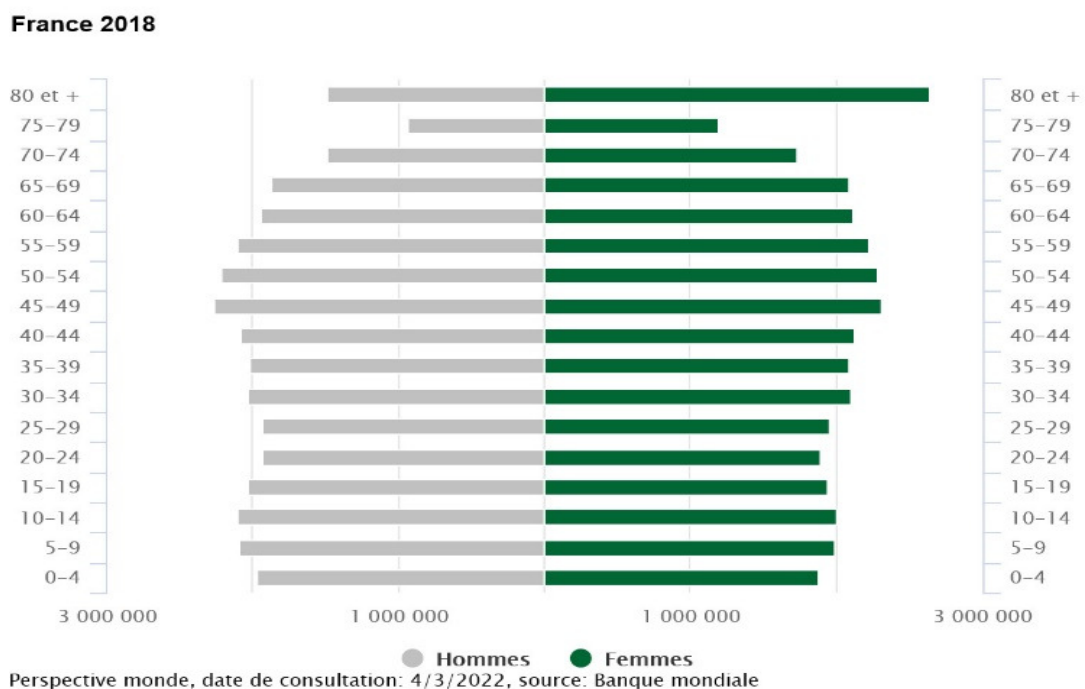
2 Revue de la littérature

Cette seconde section consiste à présenter quelques notions théoriques et parcourir différentes études déjà existantes sur la problématique étudiée soit, connaître l'impact du niveau d'éducation sur le taux de chômage des seniors pour les 4 pays Européens choisis. Pour ce faire, nous portons notre attention sur une observation générale de la démographie des 4 pays cités ainsi que sur une analyse du rôle de la productivité marginale dans la question du chômage des seniors dans les pays développés. Bien qu'il existe des accords sur l'équivalence de diplômes entre les pays de l'Union Européenne, le système éducatif et universitaire est relativement différent d'un pays à l'autre. Les aspects du chômage sont souvent influencés par des facteurs distincts.

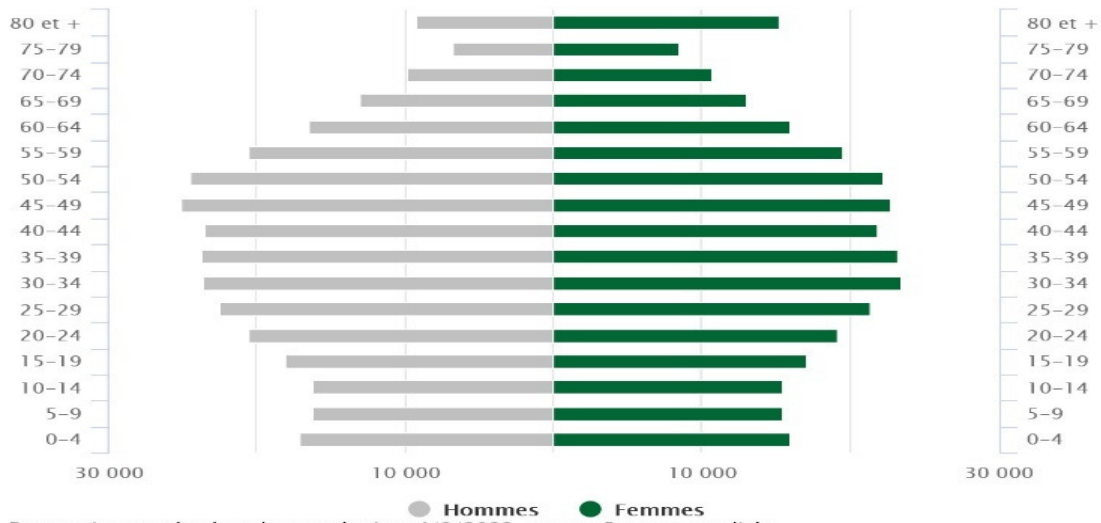
2.1 Démographie et productivité marginale

La quasi-totalité des pays européens est confrontée à un processus de vieillissement démographique. Une analyse faite sur la période 1980-2040 confirme que ce problème persistera (Gaymu, 2017) ; si le futur de la démographie ne fait pas l'ombre d'un doute, on n'en dira pas autant du comportement de la société face à cette situation. Bien que la Belgique, l'Allemagne, la France et le Luxembourg ont des histoires démographiques différentes, les formes de leur pyramide des âges sont similaires (*Voir Figure 1*) ; la tranche de population de 45 à 59 ans est majoritairement représentée. Cette dernière faisant partie des tranches de population sollicitées par le marché de l'emploi, elle constitue par conséquent celle qui aura le plus de main d'œuvre à offrir.

Figure 1 : Pyramides des âges 2018, France, Luxembourg, Allemagne, Belgique

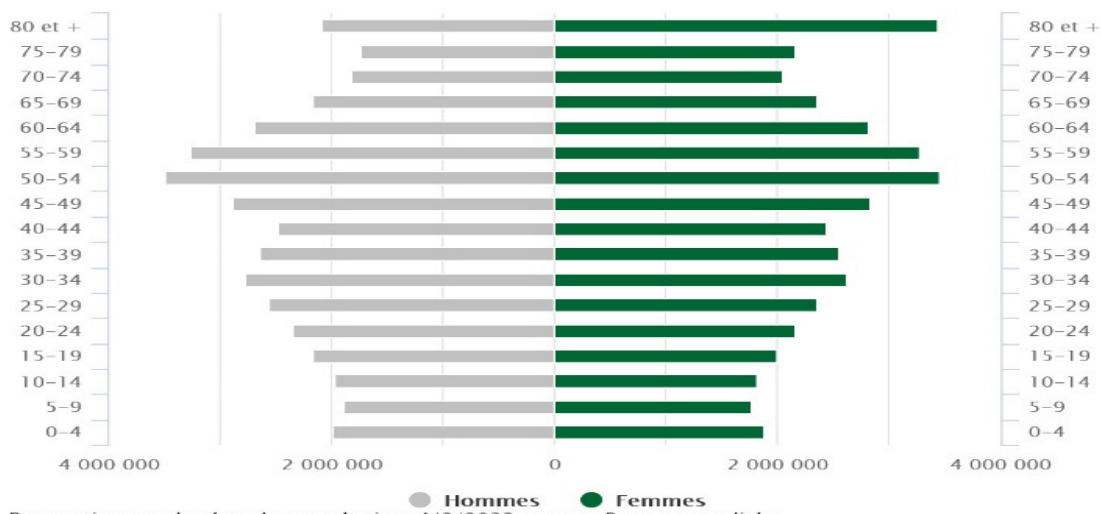


Luxembourg 2018



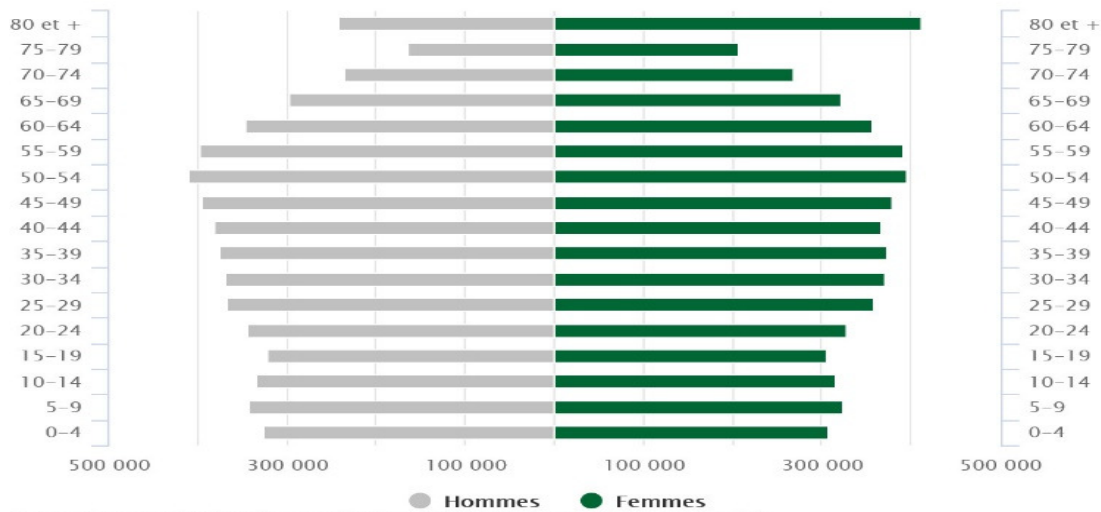
Perspective monde, date de consultation: 4/3/2022, source: Banque mondiale

Allemagne 2018



Perspective monde, date de consultation: 4/3/2022, source: Banque mondiale

Belgique 2018



Perspective monde, date de consultation: 4/3/2022, source: Banque mondiale

Bien qu'un consensus européen se soit dégagé sur la nécessité de maintenir le taux d'emploi des travailleurs âgés à 50%, cela n'est pas encore le cas partout en Europe. Sur le marché du travail français, le taux d'emploi des 50-65 ans atteint seulement 38.5%. Dans un bon nombre de pays européens, les travailleurs âgés peinent à retrouver et à conserver un travail. Sous l'effet qui favorise la prise de retraite anticipée, le taux d'emploi chez les 55-64 ans ne fait que baisser ces dernières années. Toutefois, la situation des travailleurs âgés varie selon les pays de l'Union Européenne. Entre 2007 et 2017, le nombre de demandeurs d'emploi seniors a augmenté de 46.3%. Ce phénomène de forte hausse est expliqué en priorité par l'arrivée ces dernières années des générations baby-boomer dans les catégories 50 ans et plus (Barangé, 2009).

En ce qui concerne la productivité apparente du travail, elle dépend d'une part de la qualification du personnel et d'autre part de la caractéristique du capital utilisé ; en effet l'intensité capitalistique est inversement proportionnelle à l'âge du capital. Des études montrent qu'une entreprise, ou un secteur, ou l'ensemble d'une économie qui emploie de plus en plus une main d'œuvre plus qualifiée, est de plus en plus productif (Sevestre, 1990), (Cuneo et Mairesse, 1985). Une idée, à cet effet, serait de trouver un juste équilibre entre les compétences des seniors associées à leurs expériences et leur capital. Dans un processus de recrutement, on peut donc s'attendre à ce que les seniors ayant plus d'années d'études soient plus sollicités que ceux ayant moins d'années d'études.

2.2 Système éducatif ou d'apprentissage

L'éducation est un facteur de performance individuelle sur le marché du travail, dont les effets peuvent s'apprécier non seulement en termes salariaux mais aussi en termes d'emploi (Charlot, 2005). Les générations nées entre 1950 et 1970 n'ont pas bénéficié de la massification et de la démocratisation scolaire autant que les générations suivantes. Les seniors sont en conséquence moins diplômés. Le niveau d'éducation a considérablement augmenté sur les dernières années dans la plupart des pays d'Europe, et cette tendance à l'accroissement est sans doute liée à l'importance du niveau d'éducation dans la détermination de la trajectoire individuelle sur le marché de l'emploi. On constate en effet que les difficultés auxquelles font face les moins diplômés ne font qu'augmenter. Selon Charlot, il est possible que le développement du chômage se trouve parmi les incitants à l'éducation. Les compétences acquises lors de l'obtention d'un diplôme sont souvent présentées comme le moyen le plus efficace de se prémunir contre le chômage.

Le taux d'emploi augmente avec le niveau de diplôme, autant pour les seniors que pour le reste de la population active. Dans la fonction publique, le taux d'emploi, est quant à lui supérieur à la moyenne pour les personnes âgées de 50 ans et plus. La fonction publique est plus sécurisante. Le chômage a un effet sur la demande d'éducation, Charlot le met en évidence dans son modèle. En effet, l'éducation améliore non seulement la productivité individuelle mais aussi les perspectives d'emploi (Charlot, 2005). Ce qui amène à mettre en évidence deux types de rendements éducatifs de nature différente : un rendement de nature salariale mais également un rendement en termes d'emploi.

Selon Charlot, l'éducation protège du chômage. Il est donc intuitif que la demande d'éducation augmente avec l'ampleur du risque de chômage. Les travailleurs les plus

éduqués, ont en général des compétences plus larges et peuvent donc piocher dans leur éventail de connaissances et compétences pour les exploiter au mieux devant le type d'emploi auquel ils font face (Decreuse et Granier, 2000).

2.3 Les aspects du chômage

Le taux d'emploi fait état du nombre de personnes en âge de travailler réellement occupées par un emploi. Le taux de chômage quant elle, rend compte de la proportion de personnes en âge de travailler, demeurant sans emploi, et à la recherche d'un emploi. En 2012 en Allemagne, les séniors de 50 ans et plus représentaient près d'un tiers des chômeurs ; les séniors allemands étaient plus fortement touchés par le chômage, à la différence de la France où le taux de chômage des séniors était plus faible que celui des autres catégories d'âge. D'après un rapport de l'ULB (Université Libre de Bruxelles) dévoilé en 2011 (concernant l'année 2007), le taux chômage chez les séniors en Belgique avait tendance à fluctuer avec l'âge ; celui-ci était de 7% chez les 45-49 ans, 10.6% chez les 50-54 ans et 7.7% chez les 55-64 ans. Au Luxembourg, jusqu'à 2010 le nombre de chômeurs de 50 ans ou plus était encore inférieur à celui des moins de 30 ans. Cependant, en 2014, toujours au Luxembourg, on observait tout le contraire, le taux de chômage des séniors était nettement supérieur à celui de moins 30 ans.

Entre janvier 1991 et janvier 2002, en France, le taux de chômage des séniors était relativement faible comparé aux autres catégories d'âge. De plus, les chômeurs disparaissaient presque complètement à partir de 57 ans (Anglaret, 2002). Cette situation ne voulait pas dire que tous les travailleurs âgés étaient en poste, loin de là. En effet, de nombreuses mesures sont mises en place afin d'éloigner les travailleurs âgés de l'emploi mais aussi du chômage. Les chômeurs âgés sont très souvent de chômeurs de très longue durée, ceci est renforcé par l'image négative qu'ont les recruteurs des chômeurs. En effet, plus de 60% des chômeurs de plus de 55 ans restent demandeurs d'emploi au moins 1 an, c'est le chômage de longue durée qui les touche particulièrement. En France, parmi les séniors au chômage, seuls 15% retrouvent un emploi 1 an après (Anglaret, 2002).

3 Présentation du modèle

3.1 Choix du modèle

L'analyse des données présentes porte principalement sur la prédiction qu'un individu occupe un emploi ou soit au chômage, étant donnés son nombre d'année d'études, son âge, son statut civil, ses actifs. Cependant, dans la question initiale, nous souhaitons comprendre l'impact du nombre d'années d'étude chez les seniors sur leur taux de chômage, et les données présentes ne fournissent pas directement des informations sur leur taux de chômage. À cet effet, la variable expliquée « *cjs* » qui est une variable binaire, est considérée comme une variable latente.

Quelques modèles économétriques peuvent être utilisés pour traiter le type de questions posées initialement. Lorsque la variable expliquée est binaire, les éléments qui influenceront principalement le choix du modèle seront la sensibilité et la spécificité de ce dernier. La sensibilité correspond à la probabilité de prédire 1 dans la population des 1, ou taux de vrais positifs ; la spécificité, quant à elle, est la probabilité de prédire 0 dans la population des 0 ou taux de vrais négatifs (Charpentier, Flachaire et Ly, 2018). On s'intéressera toutefois davantage au taux de faux négatifs, c'est-à-dire la probabilité de prédire 1 dans la population des 0. Au plus la sensibilité et la spécificité du modèle seront élevées, au plus le modèle sera efficient.

3.1.1 Modèle de probabilité linéaire

Ce modèle implique dans sa conception, l'utilisation d'une régression linéaire basée sur la méthode des moindres carrés. En effet, étant donné X l'ensemble des variables explicatives (nombre d'année d'études, âge, statut civil, actifs, pays, ...) et CJS la variable expliquée binaire :

Equation 1

$$E(CJS|X) = \Pr(CJS = 1|X)$$

Sachant que l'espérance conditionnelle s'interprète comme une probabilité conditionnelle, par analogie, on modélise cette probabilité comme une fonction linéaire des variables explicatives, en introduisant également la variable aléatoire de l'erreur ε :

Equation 2

$$\varepsilon = CJS - X'\theta$$

La variance de l'erreur est donnée par la relation :

Equation 3

$$\text{Var}(\varepsilon|X') = X'\theta(1 - X'\theta)$$

La variance de l'erreur n'est pas constante ; ceci peut amener à obtenir des probabilités supérieures à 1 ou des probabilités inférieures 0, qui sont contre toute logique. C'est une des raisons de sa faible efficacité.

3.1.2 Logit

La régression logistique (modèle Logit) qui est une méthode d'estimation basée sur le principe du maximum de vraisemblance, s'utilise lorsque la variable expliquée est binaire ; la méthode des moindres carrés ordinaires n'est pas exploitée dans ce modèle. En théorie, dans ce cas précis, on cherche à expliquer CJS_i (Situation Actuelle de Travail d'un individu i) étant donnée la variable explicative X_i (variable explicative prise en considération pour un individu i donné). L'hypothèse de classification est $CJS_i = 1$ quand l'individu occupe un emploi, sachant X_i ($CJS_i = 0$ quand l'individu est au chômage). Partant de :

Equation 4

$$\Pr(CJS_i = 1|X_i) = \Pr(X_i\theta + \varepsilon_i \geq 0|X_i) = \Pr(X_i\theta \geq -\varepsilon_i|X_i) = F_{-\varepsilon}(X_i\theta)$$

on déduit le modèle Logit dont la fonction de répartition Λ est la suivante :

Equation 5

$$F(X_i\theta) = \Lambda(X_i\theta) = \frac{e^{X_i\theta}}{1 + e^{X_i\theta}} = \frac{1}{1 + e^{-X_i\theta}}$$

λ est la densité correspondante :

Equation 6

$$f(X_i\theta) = \lambda(X_i\theta) = \frac{e^{-X_i\theta}}{(1 + e^{-X_i\theta})^2} = \Lambda(X_i\theta)(1 - \Lambda(X_i\theta))$$

La non-linéarité du modèle Logit fait qu'on obtient des résultats meilleurs que ceux du modèle de probabilité linéaire. Une des particularités du modèle Logit est que la valeur du coefficient θ ne soit pas interprétée, on s'intéresse plutôt au sens de ce dernier, défini par son signe. Par conséquent, un signe positif de θ veut dire qu'une augmentation de la variable explicative d'une unité et toute chose étant égale par ailleurs, entrainera une augmentation de la variable expliquée, sans pour autant déterminer la proportion d'augmentation ; tout comme un signe négatif θ entrainera une diminution de la variable expliquée.

Nous utiliserons le modèle Logit pour la réalisation de nos analyses ; et, pour étoffer ce travail, nous évaluerons, à travers les effets marginaux, l'impact d'une variable explicative X_i donnée sur la variable expliquée CJS_i . Nous analyserons également les coefficients de corrélation entre les différentes variables.

3.1.3 Probit

Le modèle Probit est également une méthode d'estimation basée sur le principe du maximum de vraisemblance ; la probabilité de succès est évaluée dans la fonction de distribution cumulative normale standard. La seule différence entre les modèles Probit et Logit est la spécification de F . À cet effet, partant de la spécification gaussienne introduite à l'Equation 4, F est la fonction de répartition d'une gaussienne centrée réduite, usuellement notée Φ :

Equation 7

$$F(X_i\theta) = \Phi(X_i\theta) = \int_{-\infty}^{X_i\theta} \frac{e^{-t^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dt$$

La densité correspondante, usuellement noté ϕ , est :

Equation 8

$$f(X_i\theta) = \phi(X_i\theta) = \frac{e^{-(X_i\theta)^2/2}}{\sqrt{2\pi}}$$

Dans le modèle Probit, et comme c'est également le cas du modèle Logit, la valeur du coefficient θ n'est pas interprétée ; on s'intéresse plutôt au sens de ce dernier, défini par son signe.

4 Présentation des données

4.1 Sources et choix des données

Dans le but d'analyser l'impact du niveau d'éducation sur le taux de chômage des séniors en Europe, l'étude se base sur un échantillon de 4 pays Européen à savoir la Belgique, l'Allemagne, la France et le Luxembourg. Les données relatives à ces pays proviennent du site de base de données Share (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe). Bien que la Hollande fasse partie des pays limitrophes avec la Belgique, elle n'est pas traitée dans notre travail en raison du manque de données harmonisées aux autres 4 pays. Ces données ont été recueillies à travers des questionnaires de sondage auprès des populations des dits pays en 2019, d'où la coupe transversale de la base des données. L'enquête, à travers laquelle elle a été obtenue, est harmonisée au niveau européen. Les définitions de l'emploi et du chômage utilisées sont celles du Bureau international du Travail (BIT), garantissant ainsi la comparabilité des résultats à l'échelle internationale.

Les variables ont été choisies en consultant des revues de littérature et en faisant des liens avec d'autres études déjà réalisées auparavant. Le choix de ne sélectionner que 4 pays dont la Belgique et ses pays limitrophes s'est fait de façon à disposer d'informations pouvant être comparées entre des pays ayant une manière de fonctionner assez semblable. En effet, bien qu'il y ait des différences notamment d'un point de vue de la durée des études ou de l'âge de la pension légale, ces 4 pays sont tout de même très similaires.

Après avoir collecté les données de ces 4 pays, nous avons effectué un filtrage de la base de données par rapport à l'âge. Nous avons défini 45 ans comme limite inférieure, et 60 ans comme limite supérieure. Le choix de cette tranche d'âge est motivé, d'une part, par le fait que l'étude s'effectue sur une population exclusivement sénior et en âge de travailler. D'autre part, ce choix est également influencé par la quantité de données disponibles pour cette tranche d'âge. Toutefois, nos analyses seront également faites par sous-groupe, précisément, la tranche d'âge allant de 45 à 49 ans, celle allant de 50 à 54 ans, puis celle de 55 à 60 ans.

Quant aux années d'éducation, nous comparons dans notre échantillon les individus ayant réalisé un cursus minimum à ceux ayant réalisé au moins une formation professionnelle supérieure. Pour ce faire, nous fixons 13 ans d'années d'éducation comme référence pour les répartir. En effet, les 13 années d'études représentent le nombre d'années maximales suivies avant l'accès à des études supérieures.

4.2 Variable endogène

La *situation actuelle de travail* est la variable expliquée de la fonction de ce modèle. Il s'agit d'une variable binaire latente nommée « *cjs* », où 1 correspond à une personne qui occupe un emploi et 0 quand la personne est au chômage. Nous analysons cette variable pour en déduire les aspects relatifs au taux de chômage.

4.3 Variables exogènes

La littérature répertorie de nombreux facteurs pouvant influencer les conditions de chômages dans un pays. Ces déterminants peuvent avoir un impact opposé d'une nation à une autre. L'*état civil* qui fait partie des variables utilisées dans ce travail, en est une par exemple. Bonnal et Fougère affirment dans leur article : « seuls les hommes mariés dont la conjointe ne travaille pas et ayant au moins trois enfants ont une durée moyenne plus faible, et donc une probabilité plus élevée de (re)trouver un emploi, que les autres » (Bonnal et Fougère, 1990). Des analyses montrent qu'aux États-Unis les personnes mariées ont 8 fois moins de chances de trouver un emploi que les demandeurs d'emploi non mariés (Meyer, 1990). Le *nombre d'années d'éducation* est la principale variable explicative de cette analyse. En considérant que l'un des bénéficiaires de l'éducation réside alors dans un taux de sortie du chômage plus important (Charlot, 2005), nous déduisons que l'éducation est un déterminant du chômage. L'*âge* est une variable communément utilisée dans les modèles d'analyse du chômage. Effectivement des travaux montrent que la probabilité de sortir du chômage baisse avec l'augmentation de l'âge (Lancaster, 1979). La tranche d'âge retenue pour cette analyse est celle des séniors compris entre 45 et 60 ans. Le *sexe*, le *pays*, *indépendant* (l'individu a sa propre activité) et l'*Actif du ménage* sont des variables dont l'influence est également évaluée dans le modèle utilisé.

Nous avons donc considéré 7 variables explicatives :

- *Yedu* : nombre d'années d'éducation
- *Age* : l'âge des personnes de l'échantillon
- *Etatcivil* : l'état civil, sous forme de variable binaire
- *Pays* : le pays de provenance des observations
- *Sexe* : le genre sous forme de variable binaire
- *Actifdumenage* : les actifs que le ménage possède
- *Indépendant* : L'individu travaille à son propre compte

4.4 Nettoyage des données

L'échantillon, à partir duquel sont réalisées les analyses, est représenté dans le Tableau 1. Dans notre base de données la variable *Pays* est représentée sous forme de code, ainsi 23 est le code attribué à la Belgique, 12 celui de l'Allemagne, 17 pour la France et 31 pour le Luxembourg. Toutefois, Le modèle Logit considère le code attribué au pays comme une valeur discrète, ce qui pourra influencer erronément les résultats. Pour pallier ce défaut, nous avons défini des variables binaires *Belgique*, *Allemagne*, *France*, *Luxembourg*. Ces dernières prennent la valeur de 1 lorsque la personne réside dans le pays énoncé, 0 dans le cas contraire.

La base de données prélevée dans Share comptait initialement plus de 300000 observations ; nous avons procédé d'abord à une restriction sur les pays (*Pays*), puis sur l'âge (*âge*). Nous avons également effectué une restriction sur la situation de l'individu (*cjs*). Pour les actifs occupés, aucune différence n'est mise en avant quant au type de contrat (à durée déterminée ou indéterminée, à temps plein ou partiel), ceci est dû au manque d'informations relatives à ce sujet. Cependant les données sur les actifs occupés sont traitées selon qu'ils soient employés ou indépendants. En effet, sur les 11526 individus répertoriés comme ayant un emploi, dont 50 travaillent pour leur propre compte.

Figure 2 : Taux de chômage des séniors comparé au taux de chômage généralisé réel

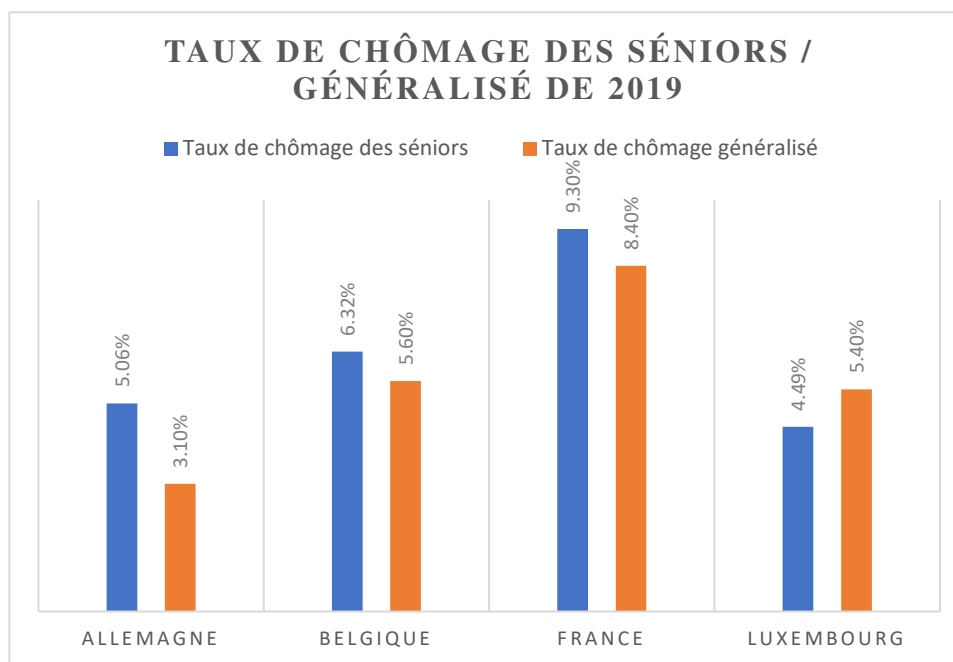


Tableau 1 : Représentation de la population active restreinte à échelle réelle

	Allemagne	Belgique	France	Luxembourg
Population active	3849	4776	2675	1002
Chômeurs	195	302	249	45
Actifs occupés	3654	4474	2426	957

4.5 Statistiques descriptives

Une statistique descriptive des variables est reprise dans le Tableau 5 (voir Annexe I). Il en découle les aspects suivants :

- *Cjs* : la *situation actuelle de travail* étant une variable binaire, sa moyenne informe que 93.57% des personnes de l'échantillon occupent un emploi.
- La médiane de la variable *Age* nous fournit comme information que au moins les 50% de notre échantillon ont l'âge compris entre 55 et 60 ans.

- *Yedu* : ayant une moyenne à 13.54 années d'éducation et une médiane à 13 années, nous en déduisons que dans notre échantillon il existe un quasi-équilibre entre les nombres de personnes ayant effectué une formation d'enseignement supérieur et ceux ne l'ayant pas fait.
- *Etatcivil* : les personnes qui ont participé à l'enquête sont pour la grande majorité mariées ; c'est 20.26% de célibataires contre 79.74% de mariés.
- *Sexe* : avec une proportion de 58.2%, les hommes sont majoritairement représentés dans notre échantillon.
- *Pays* : nous interprétons la statistique descriptive de cette variable à partir du Tableau 1 ; assurément 31.28% des répondants sont de l'Allemagne, 38.82% de la Belgique, 21.74% de la France et 8.14% du Luxembourg.

5 Résultats

5.1 Résultats du modèle Logit

Les résultats des estimations sont rapportés dans le Tableau 2. Ces derniers ont été effectués sur un échantillon de 12302 observations. Le modèle prévoit de prédire qu'une personne ait un emploi quand c'est réellement le cas, et vice-versa pour le chômage ; à cet effet 11511 observations ont été prédites correctement soit 93.6%. Le Tableau 3 présente l'ensemble des prédictions réalisées, dans lequel on constate que le modèle Logit dans ce cas ne prédit que les individus actifs occupés, ce qui constitue une limite de ce modèle pour les analyses à venir. Ces résultats sont relatifs à la Belgique, car nous avons effectué la régression en excluant la variable *Belgique*.

Tableau 2 : Résultats du modèle Logit

	Coefficients	écart type	P-valeurs
Constante	6.93601	0.889729	6.41e-015 ***
Yedu	0.0901628	0.00966571	1.08e-020 ***
Age	-0.0937379	0.0153334	9.76e-010 ***
Etat civil	-1.06195	0.0780643	3.81e-042 ***
Actifsdumenage	-2.15237e-06	1.18095e-06	0.0684 *
Sexe	0.140938	0.0759734	0.0636 *
Indépendant	0.0184987	17.5873	0.9992
Allemagne	0.212483	0.0961502	0.0271 **
France	-0.442735	0.0911523	1.19e-06 ***
Luxembourg	0.246625	0.166071	0.1375

Tableau 3 : Prédications de l'échantillon

		Prédiction	
		0	1
Situation réelle	0	0	791
	1	0	11511

On observe un coefficient positif pour le *nombre d'années d'éducation* qui veut dire qu'il existe une relation positive entre cette variable et le fait d'avoir un emploi. En effet l'éducation rend celui qui l'entreprend plus polyvalent, ceci peut lui conférer une maîtrise d'un plus grand nombre de technologies équiproductives (Decreuse, et al., 2000). La polyvalence dans le domaine professionnel, de manière indirecte, augmente la probabilité d'obtenir un emploi (Baudry de Vaux, Belbenoit, Deshayes, Paddeu, Tissot et Warin, 1997), par conséquent baisse le risque de chômage. On peut s'attendre au fait qu'un sénior ayant plus d'années d'études ait une large flexibilité et capacité d'adaptation. Autrement dit, au plus on a des années d'études au plus les possibilités d'avoir un emploi sont élevées.

Le coefficient négatif de l'*âge* spécifie que plus on augmente en âge, plus on va vers le chômage. Le modèle prédit, dans ce sens, que lorsque l'âge augmente, la probabilité d'être au chômage augmente. Par ailleurs, l'*âge* et le *nombre d'années d'éducation* sont corrélés négativement (voir *Tableau 4 – Annexe 1*) ; on peut entrevoir que les compétences professionnelles ou le diplôme associés à l'âge de celui qui les possède sont des paramètres influents dans le marché de l'emploi. La valeur des compétences est devenue un critère incontournable dans la production de jugements sur les candidatures lors des recrutements (Eymard-Duvernay et Marchal, 1997).

L'*état civil* dans l'échantillon prend la valeur de 1 si l'individu n'est pas marié et 0 dans le cas contraire. D'après notre modèle, être marié augmente la probabilité d'être employé. Cela rejoint les affirmations de Bonnal et Fougère (Bonnal, et al., 1990). À noter que la variable *état civil* considère comme mariée toute personne officiellement mariée à l'état civil ou administrativement reconnue comme personne vivant en couple.

Quant à la variable *sexe*, notre modèle prédit que la probabilité d'un homme d'obtenir un emploi est plus élevée que celle d'une femme. En effet, la probabilité de transition du chômage vers l'emploi est plus élevée pour les hommes que pour les femmes (Alba-Ramírez, Arranz et Muñoz-Bullón, 2007). Notre modèle prédit que l'*Allemagne* et la *France* exercent une influence considérable sur le taux de chômage des séniors en *Belgique*. L'*Allemagne* augmente la probabilité d'un sénior d'occuper un emploi tandis que la *France* augmente la probabilité d'être au chômage. Ces dernières observations font naturellement penser à l'impact des travailleurs frontaliers sur le taux de chômage. Effectivement, les travailleurs frontaliers contribuent directement ou indirectement à l'économie locale en stoppant le déclin démographique, en réduisant le taux de chômage (Auburtin, 2005).

La p-valeur de la variable *indépendant* est considérablement supérieure à 0.05, par conséquent le fait d'être employé ou de travailler à son propre compte ne peut être utilisé pour expliquer la situation de travail d'un individu. Dans l'échantillon, on note qu'une grande majorité d'individus ont attribué 0 à leur *Actifs d'usage*, ce qui laisse hypothétiser qu'un certain nombre d'individus n'ont simplement pas voulu fournir d'information sur leurs actifs. À cet égard, même si les résultats obtenus sont en ligne avec la logique, qui estime que plus les actifs d'un individu sont élevés moins il montre d'intérêt pour la recherche de travail lorsqu'il n'en a pas, ces résultats restent biaisés.

5.2 Régression par variable explicative

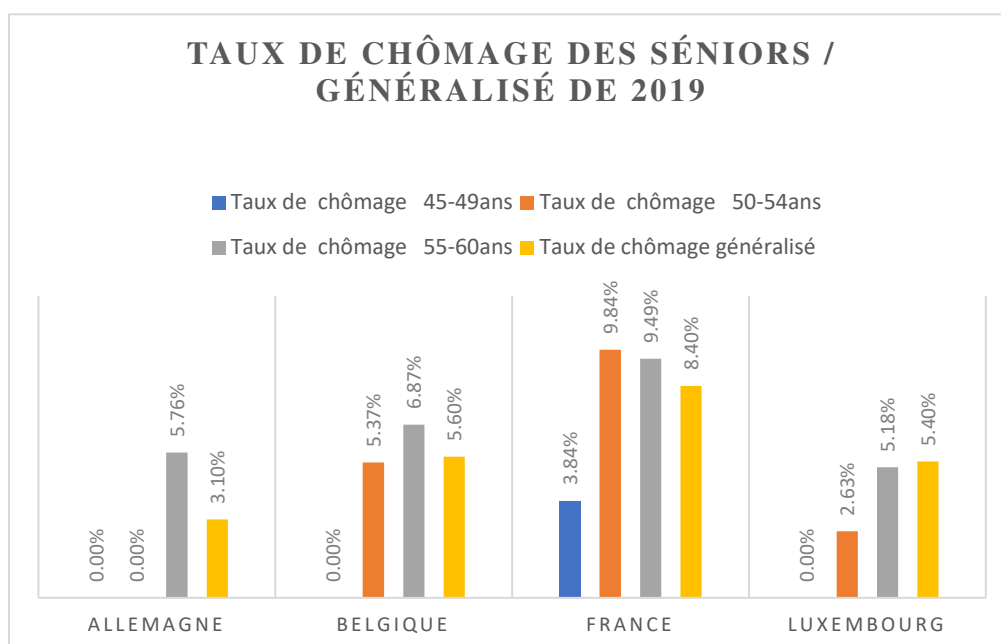
Les résultats obtenus de la précédente régression montrent que le modèle ne prédit que pour les personnes qui occupent un emploi. Pour identifier la source de cette limite, nous effectuons des régressions progressives limitées à chaque fois à une variable explicative. Les résultats de cette procédure sont repris dans les Tableaux 6a à 6e (*voir Annexe 2 et 3*).

Pour toutes les régressions effectuées dans cette procédure, notre modèle réalise des prédictions uniquement sur les personnes occupant un emploi. Les résultats observés, pour la quasi-totalité des variables explicatives, sont similaires à ceux du Tableau 2. En effet, le sens des coefficients, les écarts types et la robustesse (ou non) sont confirmés. Toutefois, les raisons pour lesquelles notre modèle prédit uniquement les individus occupant un emploi n'ont pas été identifiées.

5.3 Analyses par sous-groupes et effets marginaux

Les analyses par sous-groupe d'âge ont pour but d'identifier éventuellement, vu le nombre d'années d'études, la classe de séniors la plus impactée par le taux de chômage.

Figure 3 : Représentation du taux de chômage des séniors par classe d'âge, comparé au taux de chômage généralisé



Les taux de chômage pour les séniors de 45 à 49 ans est pratiquement nul pour les pays considérés, excepté la France où ce taux de chômage est relativement bas. La tranche d'âge de 55 à 60 ans présente le taux de chômage le plus élevé par rapport aux autres tranches de séniors. Ceci peut s'expliquer du fait que à partir de 55 ans et plus, d'une part nous sommes dans un âge qui tend vers celui de la retraite, d'autre part les conditions de réinsertion des chômeurs de cette tranche d'âge est de plus en plus laborieux. Les processus de transition économique et de précarisation du marché du travail, conjointement avec le vieillissement

de la population, laissent entrevoir le chômage en fin de carrière comme un phénomène de plus en plus habituel (Borges das Neves, 2019). En effet, les analyses faites sur les seniors de 55 à 60 ans laissent entrevoir que le taux de chômage de ces derniers concourt fortement au fait d'avoir un taux de chômage élevé pour la catégorie des seniors.

Les effets marginaux obtenus dans nos régressions sont représentés dans les Tableau 7a et Tableau 7b. D'après les prédictions de notre modèle, toute chose égale par ailleurs, si dans un des 4 pays, nous augmentons d'une année le nombre d'années d'études d'une personne en moyenne, sa probabilité d'occuper un emploi augmentera de 0.00449. Il en est presque de même pour un individu n'ayant pas fait d'études supérieures. En revanche si nous augmentons d'une année le nombre d'années d'études d'une personne ayant fait des études supérieures, sa probabilité d'occuper un emploi n'augmentera que de 0.00137. Le modèle prédit également qu'un individu célibataire n'ayant pas fait des études supérieures à deux fois moins de chance d'occuper un emploi qu'un individu célibataire ayant fait des études supérieures. En ce qui concerne l'impact de l'Allemagne sur la Belgique, nous notons selon notre modèle qu'un résident belge n'ayant pas fait des études supérieures, a une probabilité d'occuper un emploi qui augmente de 0.02845 si l'emploi est en Allemagne. Cependant, un résident belge ayant fait des études supérieures, verra sa probabilité d'occuper un emploi baisser de 0.00637 si l'emploi est en Allemagne. Les aspects observés sur l'impact de l'Allemagne sont, à quelques détails près, les mêmes observés pour le Luxembourg sur la Belgique. Ces aspects peuvent également être associés au phénomène de travailleurs frontaliers, bien que nous ne disposions pas d'assez d'éléments pour le confirmer. En effet, 68 % des travailleurs frontaliers belges sortants habitent en Wallonie, et parmi les travailleurs wallons sortants, 76 % travaillent au Grand-Duché de Luxembourg et 10 % en Allemagne².

Tableau 7a : Effets marginaux aux moyennes par sous-groupe du nombre d'années d'études

	Echantillon	Echantillon Yedu ≤ 13	Echantillon Yedu > 13
Yedu	0.00449433	0.00428272	0.00137961
Age	-0.00473356	-0.00528096	-0.00426416
Sexe	0.00689938	0.00737846	0.00511674
Etat civil	-0.0717439	-0.0941096	-0.0484000
France	-0.0247674	-0.0175157	-0.0325599
Allemagne	0.0105732	0.0284518	-0.00637979
Luxembourg	0.0115378	0.0314583	-0.00993585

² Sources : Institut national d'assurance maladie-invalidité (INAMI)

La régression de notre modèle montre que le nombre d'années d'études a une relation positive avec le fait d'occuper un emploi. Néanmoins cette relation présente des allures différentes d'une classe d'âge à l'autre. Toute chose égale par ailleurs, augmenter d'une année le nombre d'années d'études augmente d'un millième de points la probabilité d'occuper un emploi pour un sénior ayant entre 45 et 49 ans. Cette augmentation est au moins trois fois plus élevée pour un sénior ayant entre 50 et 60 ans. Pour les séniors âgés entre 45 et 49 ans, augmenter d'un an leur âge augmente leur probabilité d'occuper un emploi, contrairement à ce que le modèle prédit en général sur l'âge des séniors de l'échantillon.

Tableau 7b : Effets marginaux par sous-groupe d'âge

	45 – 49 ans	50 – 54 ans	55 – 60 ans
Yedu	0.00139267	0.00578674	0.00439583
Age	0.00298598	-0.00967191	-0.00897402

5.4 Résultat du modèle Probit

Les résultats de la régression par le modèle Probit sont repris dans le Tableau 8. Selon toute attente, ces résultats sont pratiquement similaires à ceux du modèle Logit. Le modèle Probit prédit uniquement les personnes occupant un emploi, ce qui constitue également sa limite. Le pourcentage de bonne prédiction est pareillement de 93.6%. La vraisemblance est de -2746.362 et le R^2 (coefficient de détermination) de Mc Fadden est de 0.064490. Ces deux derniers paramètres sont quasiment identiques à ceux des résultats du modèle Logit effectué précédemment. Les signes des coefficients sont cohérents avec le modèle Logit. Hormis les effets marginaux de l'Allemagne et du Luxembourg, ceux des autres variables se confondent pratiquement à ceux du Logit.

Tableau 8 : Résultats du modèle Probit

	Coefficients	écart type	Effets marginaux
Constante	3.57633	0.421089	
Yedu	0.0428086	0.00475284	0.00369734
Age	-0.0448409	0.00724831	-0.00387286
Etat civil	-0.537418	0.0396958	-0.0617113
Actifsdumenage	-1.19060e-06	6.66464e-07	-1.02831e-07
Sexe	0.0566341	0.0371785	0.00489143
Indépendant	0.00463588	3.54298	0.000400397
Allemagne	0.117324	0.0462264	0.00976094
France	-0.239107	0.0454093	-0.0232902
Luxembourg	0.246625	0.166071	0.1375

5.5 Résultat du modèle de probabilité linéaire

Les résultats du Tableau 9 sont relatifs au modèle de probabilité linéaire effectué sur notre échantillon. Le modèle de probabilité consent l'interprétation des coefficients des variables explicatives en termes de valeur entière. De ce fait ce modèle prédit, toute chose étant égale par ailleurs, que si nous augmentons d'une année le nombre d'années d'étude d'un sénior, sa probabilité d'occuper un emploi augmentera de 0.00536106. De même que, si nous augmentons d'une année l'âge d'un sénior, sa probabilité d'occuper un emploi baissera de 0.00454752.

Toutefois, le R^2 (coefficient de détermination) qui permet d'avoir une idée globale de la qualité de l'ajustement linéaire, a la valeur de 0.032713. Ceci signifie que cette régression explique avec une efficacité de 3.27% la probabilité qu'un sénior occupe un emploi étant son nombre d'années d'études, son âge, son genre, son statut marital, son pays de résidence. À cet effet, comme on pouvait s'y attendre, le modèle de probabilité linéaire n'est pas indiqué pour traiter la question initiale.

Tableau 9 : Résultats du modèle de probabilité linéaire

	Coefficients	écart type	P-valeurs
Constante	1.12476	0.0459572	3.36e-129 ***
Yedu	0.00536106	0.000573409	1.03e-020 ***
Age	-0.00454752	0.000782123	6.24e-09 ***
Etat civil	-0.0796558	0.00548411	2.08e-047 ***
Actifsdumenage	-1.40358e-07	8.81023e-08	0.1112
Sexe	0.00805228	0.00445661	0.0708 *
Indépendant	2.87618e-06	2.49004e-06	0.2481
Allemagne	0.0109525	0.00524601	0.0368 **
France	-0.0312590	0.00583577	8.64e-08 ***
Luxembourg	0.0110625	0.00840938	0.1884

6 Conclusion

Le taux de chômage considérable des séniors est une difficulté globale que rencontre l'Occident ; la Belgique et ses pays limitrophes n'en sont pas épargnés. Cette situation est plus marquée en Allemagne, le pays ayant la population la plus vieillissante de toute l'Europe. En effet, le vieillissement continu des populations européennes, aux vues des prévisions faites sur les prochaines décennies, nécessite qu'on se penche davantage sur le problème du taux de chômage des séniors.

L'objectif de ce travail était d'analyser l'impact du niveau d'éducation sur le taux de chômage des séniors en Belgique et ses pays limitrophes. Effectivement, la population étant vieillissante en Europe, les travailleurs âgés sont également de plus en plus nombreux ce qui donne lieu de la même manière à un taux de chômage grandissant pour les personnes séniors. La Belgique et ses pays limitrophes doivent faire face à cet accroissement du taux de chômage, chaque année, plus important. Afin de vérifier la légitimité de cette démarche, nous avons analysé la situation démographique de la Belgique, l'Allemagne, la France et le Luxembourg, ainsi que les aspects de chômage dans ces pays, afin de mieux interpréter nos résultats.

Pour ce faire, nous avons mis sur pied un échantillon de plus de 12000 personnes, reprenant en 2019 leur situation professionnelle, leur âge, leur pays de résidence, l'état civil, leurs actifs possédés, leur niveau d'études ainsi que leur catégorie professionnelle. Nous utilisons une base de données du site Share. Des analyses sur le comportement de la situation professionnelle ont été faites pour en déduire l'aspect du taux de chômage.

Une orientation du résultat était pressentie ; effectivement, nous avons procédé à une régression afin de savoir si le fait qu'un sénior soit en emploi ou non est influencé par le nombre d'années d'études qu'il a fait auparavant. Selon les prédictions de notre modèle, qu'un sénior ait fait des études supérieures ou pas, ça probabilité d'occuper un emploi augmente lorsqu'il augmente ses années d'éducatons au minimum d'une année. Par conséquent, les séniors ont plus de chances d'être au chômage lorsqu'ils ont peu ou pas suivi d'études. Nous pouvons donc dire que l'éducation a un impact sur le taux de chômage des séniors en Belgique et ses pays limitrophes. Bien que les séniors coûtent plus cher à l'employeur, ils ont également de plus grands savoirs et une plus grande capacité à se reconverter lorsqu'ils ont suivi des études.

Cependant, pour optimiser la robustesse de nos analyses, dans le contexte de « séniors » il serait opportun d'associer au paramètre « éducation », les paramètres « salaire » et « expérience ». En effet, le salaire des séniors est généralement plus élevé que celui de leurs cadets. Le salaire étant un des principaux paramètres d'évaluation coût-bénéfice dans le marché de l'emploi et l'expérience une valeur ajoutée, ils auront probablement contribué à une analyse plus objective du taux de chômage des séniors. L'approfondissement de ce dernier constat dépasserait cependant le cadre de ce présent travail, mais pourrait faire objet d'autres études.

Une autre approche, pour peaufiner ce travail, serait de répartir les actifs occupés de cette base de données selon le fait qu'ils soient travailleurs à temps plein ou à temps partiel ; la nature du contrat également (à durée déterminée ou indéterminée) peut être intégrée. Pour

ce qui est des chômeurs, on pourrait spécifier les raisons du chômage et sa durée. Toutes ces informations contribueront à apporter une plus ample analyse sur la question du taux de chômage des séniors en Belgique ainsi que ses pays limitrophes.

Bibliographie

Alba-Ramírez Alfonso, Arranz José M. e Muñoz-Bullón Fernando Exits from unemployment: Recall or new job [Rivista] // Labour Economics. - Octobre 2007. - Vol. 14. - p. 788-810.

Anglaret David Les plus de 50 ans en marge de l'emploi et du chômage [Revue] // La Documentation française. - 2002. - pp. 97-109.

Auburtin Éric: Anciennes frontières, nouvelles discontinuités : les impacts du développement du travail frontalier sur les populations et les territoires du Nord lorrain [Rivista] // OpenEdition Journals. - 2005. - p. 199-210.

Barangé Claire Face au Vieillissement des Populations: l'Emploi des Travailleurs Âgés en Europe [Revue] // La Documentation française. - 2009. - pp. 152-174.

Baudry de Vaux Marie [et al.] Dimitri Uzinidis, Sophie Boutillier, Le travail bradé: automatisation, mondialisation, flexibilité, Paris, d'Harmattan [Rivista] // Economie et innovation. - 1997. - Vol. 60. - p. pp. 92-93.

Bonnal Liliane et Fougère Denis Les déterminants individuels de la durée du chômage [Revue] // Économie & prévision. - 1990. - pp. 45-82.

Borges das Neves Rita Le chômage en fin de carrière comme mécanisme d'exclusion [Rivista] // Retraite et société. - 2019. - p. 125-141.

Cahuc Pierre Le difficile retour en emploi des seniors [Revue] // Revue française d'économie. - [s.l.] : Revue française d'économie, 2005. - pp. 3-56 : Vol. 20. - 1.

Charlot Olivier Éducation et Chômage dans Les Modèles d'Appariement : une Revue de Littérature [Rivista] // La Documentation française. - 2005. - p. 73-103.

Charpentier Arthur, Flachaire Emmanuel et Ly Antoine Économétrie & Machine Learning [Revue] // Hal - Open science. - 2018. - pp. hal-01568851.

Cuneo Philippe et Mairesse Jacques Recherche-développement et performances des entreprises: Une étude économétrique sur données individuelles [Revue] // Revue économique : Économie de la recherche-développement. - 1985. - pp. 1001-1041.

Decreuse Bruno et Granier Pierre Sur-éducation dans un modèle de chômage d'appariement [Revue] // Université catholique de Louvain, Institut de recherches économiques et sociales. - 2000. - pp. 391-414.

Eymard-Duvernay François et Marchal Emmanuelle Façons de recruter : Le jugement des compétences sur le marché du travail [Revue] // EconomiX. - 1997.

Gaymu Joëlle Aspects démographiques du grand âge en Europe [Revue] // Revue européenne des sciences sociales. - 2017. - pp. 55-1.

Lancaster Tony Econometric Methods for the Duration of Unemployment [Revue] // *Econometrica*. - 1979. - pp. 939-956.

Lee Ronald e Mason Andrew Conséquences macroéconomiques du vieillissement de la population [Rivista] // *Association d'économie financière*. - 2016. - p. 83-102. - 122.

Meyer Bruce The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment [Revue] // *Journal of Public Economics*. - 1990. - pp. 45-72.

Mialaret Gaston L'évolution technologique, la société et l'éducation [Rivista] // *International Review of Education* volume 33. - 1987. - p. 317-329.

OFCE Emploi des Seniors : les Leçons des Pays de Réussite [Rivista] // *Revue de l'OFCE*. - 2008.

Rutkiene Ausra et Lengviniene Silva Senior Citizens' Learning and Activity in the Labour Market [Conférence] // *SOCIETY, INTEGRATION, EDUCATION*. - 2017. - pp. 529-538.

Sevestre Patrick Qualification de la main-d'oeuvre et productivité du travail. [Revue] // *Economie et statistique*. - 1990. - pp. 109-120.

Tomic Iva Les déterminants du chômage des jeunes en Europe: facteurs économiques et autres causes [Rivista] // *Revue internationale du Travail*. - 2018. - Vol. Volume 157. - p. n°3.

Annexes

Annexe 1

Lexique :

« Un chômeur au sens du BIT est une personne en âge de travailler (15 ans ou plus) qui répond simultanément à trois conditions :

- être sans emploi durant la semaine de référence
- être disponible pour occuper un emploi dans les 15 jours
- rechercher activement un emploi ou en avoir trouvé un qui commence dans moins de trois mois. Un chômeur au sens du BIT n'est pas forcément inscrit à Pôle Emploi. » (Insee Analyses. Nov 2020)

Tableau 4 : Matrice de corrélation des variables utilisées dans nos régressions

	cjs	Yedu	Age	Sexe	Etat civil	Actifsdu menage	Indépendant	Belgique	Allemagne	France	Luxembourg
cjs	1										
Yedu	0.0811	1									
Age	-0.0674	-0.0046	1								
Sexe	0.0115	-0.0220	-0.1023	1							
Etat civil	-0.1359	0.0164	0.1184	0.0440	1						
Actifsdu menage	-0.0077	0.0168	0.0400	0.0564	-0.0439	1					
Indépendant	0.0089	0.0129	0.0164	0.0286	-0.0170	0.3019	1				
Belgique	0.0035	0.0156	-0.0145	-0.0303	0.0446	0.0410	0.0295	1			
Allemagne	0.0375	-0.0064	0.0480	0.0077	-0.0239	-0.0415	-0.0207	-0.5375	1		
France	-0.0619	-0.0114	-0.0369	0.0363	0.0099	0.0154	-0.0049	-0.4199	-0.3557	1	
Luxembourg	0.0235	0.0002	0.0001	-0.0138	-0.0540	-0.0259	-0.0101	-0.2372	-0.2009	-0.1570	1

Tableau 5 : Statistiques descriptives des différentes variables

	Maximum	Minimum	Déviat ion Standard	Médiane	Moyenne
cjs	1.00	0.00	0.2453	1.00	0.9357
Yedu	27.00	0.00	3.798	13.00	13.54
Age	60.00	45.00	2.827	56.00	56.19
Etat civil	1.00	0.00	0.4019	0.00	0.2026
Actifsdu menage	1.517e+006	0.000	26035	0.00	2269
Sexe	2.00	1.00	0.4933	2.00	1.582
Indépendant	36000	0.00	916.9	0.00	30.97

Annexe 2

Tableau : Taux de chômage par classe d'âge

	Allemagne	Belgique	France	Luxembourg
45-49ans	0.00%	0.00%	3.84%	0.00%
Taux de chômage 50-54ans	0.00%	5.37%	9.84%	2.63%
55-60ans	5.76%	6.87%	9.49%	5.18%
Taux de chômage généralisé	3.1%	5.6%	8.4%	5.4%

Tableau 6a : Régression par rapport aux nombres d'années d'étude

	Coefficients	écart type	P-valeurs
Constante	1.59084	0.121577	4.01e-039 ***
Yedu	0.0835748	0.00929264	2.39e-019 ***

Tableau 6b : Régression par rapport à l'âge

	Coefficients	écart type	P-valeurs
Constante	8.94553	0.845701	3.78e-026 ***
Age	-0.110835	0.0148543	8.56e-014 ***

Tableau 6c : Régression par rapport à l'état civil

	Coefficients	écart type	P-valeurs
Constante	2.99830	0.0474652	0.0000 ***
Etatcivil	-1.10103	0.0761008	1.93e-047 ***

Annexe 3

Tableau 6d : Régression par rapport au sexe

	Coefficients	écart type	P-valeurs
Constante	2.52871	0.121385	2.22e-096 ***
Sexe	0.0948369	0.0740831	0.2005

Tableau 6e : Régression par rapport aux actifs du ménage

	Coefficients	écart type	P-valeurs
Constante	2.68002	0.0368852	0.0000 ***
Actifsdumenage	-8.76878e-07	1.04723e-06	0.4024

Tableau 10 : Répartition de l'échantillon en classe d'âge

	Allemagne		Belgique		France		Luxembourg	
	chômeurs	Actifs occupés	chômeurs	Actifs occupés	chômeurs	Actifs occupés	chômeurs	Actifs occupés
45-49ans	0	85	0	120	5	125	0	40
50-54ans	0	380	65	1145	65	595	5	185
55-60ans	195	3189	237	3209	179	1706	40	732